

Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en la industria española*

Mercedes Gumbau-Albert

Universidad de Valencia

Facultad de Economía

Dpto. Análisis Económico

Edificio Departamento Oriental

Avda. de los Naranjos, s/n

46022 Valencia

RESUMEN

En este trabajo se realiza un contraste de las distintas hipótesis explicativas de la rentabilidad en el marco genérico de las hipótesis de colusión versus eficiencia, presentando como principal aportación la utilización de una medida directa de eficiencia. Dicha medida se obtiene mediante la aplicación de técnicas frontera utilizando la información proporcionada por la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales para el período 1991-1994 y para los 18 sectores de actividad en los que se ha dividido la muestra. La evidencia obtenida permite, por una parte, rechazar claramente la hipótesis de colusión en la industria española ya que en tan sólo un sector la concentración afecta positivamente a la rentabilidad y, por otra parte, los resultados permiten

* La autora agradece la ayuda financiera del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas y del programa SEC2001-2950 del Ministerio de Ciencia y Tecnología.

rechazar en la mayoría de los casos la hipótesis pura de eficiencia, ya que si bien la eficiencia contribuye de forma positiva a explicar las diferencias de rentabilidad, la cuota de mercado, que captaría el efecto del poder de mercado, también afecta de forma positiva. Así, en muchos casos la evidencia obtenida es favorable a la denominada «hipótesis de estructura eficiente modificada».

1. INTRODUCCIÓN

En el ámbito de la organización industrial, el análisis de la relación existente entre rentabilidad y estructura de mercado ha dado lugar a una abundante literatura tanto teórica como empírica, siendo habitual encontrar en los manuales de economía industrial un capítulo sobre tales cuestiones.

De forma genérica, se han formulado dos hipótesis alternativas para explicar la correlación positiva que habitualmente se encuentra entre los resultados empresariales y la concentración. Por un lado, la llamada hipótesis tradicional de colusión o paradigma estructura-conducta-resultados (Bain, 1951), afirma que la concentración favorece la adopción de acuerdos colusivos, conduciendo así a la obtención de rentas de monopolio. De otro lado, la hipótesis de eficiencia (Demsetz, 1973 y 1974) postula que la concentración del mercado es el resultado de la mayor eficiencia de algunas empresas que, en consecuencia, ganan cuota de mercado y son más rentables. En este caso, la correlación positiva entre rentabilidad y concentración es espúria, siendo la eficiencia la variable genuina explicativa de la rentabilidad.

Tradicionalmente, la forma más habitual de contrastar ambas hipótesis ha sido introducir la concentración y la cuota de mercado como variables explicativas de la rentabilidad, bajo el supuesto de que la cuota de mercado reflejará el efecto de la eficiencia. En este caso, si la cuota de mercado afecta positivamente a la rentabilidad, y la concentración no es significativa, no se rechaza la hipótesis de eficiencia.

Normalmente se identifican las diferencias de eficiencia con diferencias en cuotas de mercado porque se está suponiendo la existencia de rendimientos a escala crecientes. Así, las empresas de gran dimensión producen con costes unitarios menores obteniendo así mayores niveles de rentabilidad. Sin embargo, este argumento supone identificar la eficiencia con el concepto de «eficiencia de escala», ignorando otras formas de ineficiencia como la ineficiencia técnica. Si tenemos en cuenta que la evidencia empírica muestra la reducida importancia de la ineficiencia de escala frente a la ineficiencia técnica, la identificación de las diferencias de eficiencia con diferencias de cuota de mercado (tamaño), presenta problemas.

Además, la cuota de mercado puede no sólo reflejar la eficiencia sino también ser una manifestación de la influencia residual resultante del poder de mercado o de otros factores no relacionados con la eficiencia. Shepherd (1986) argumenta que aunque las ventajas de la eficiencia pueden incrementar la cuota de mercado y resultar en mayores beneficios, el poder de mercado no sólo se obtiene por colusión sino que las empresas pueden tener poder de mercado cuando disfrutan de elevadas cuotas de mercado. Shepherd (1986) también afirma que los resultados empíricos sólo sugieren que la cuota de mercado es más importante que la concentración a la hora de explicar la rentabilidad, sugiriendo que el soporte de la hipótesis de estructura eficiente «requeriría obtener evidencia sobre empresas específicas, teniendo en cuenta que todos o la mayor parte de los altos beneficios reflejan una superior eficiencia» (Shepherd, 1986, pág. 1206).

Una solución al problema de la mayor o menor confianza en la utilización de la cuota de mercado como proxy de la eficiencia es utilizar una medida directa de eficiencia. Así, tal y como se ha realizado en Berger (1995), Goldberg y Rai (1996) o Maudos (1998 y 2001), la utilización de las llamadas técnicas frontera permiten solventar el problema mediante la obtención de un indicador directo de eficiencia-X, que es distinta a la asociada a la consecución de un tamaño óptimo de producción —eficiencia de escala.

En el caso de la industria española, se han realizado en los últimos años diversos trabajos que contrastan las distintas hipótesis explicativas de la relación entre rentabilidad y estructura de mercado. Fariñas y Huergo (1994), utilizando la ESEE del año 1990, obtienen evidencia a favor de la hipótesis de eficiencia, presentando como novedad la utilización de un indicador de eficiencia relativa del trabajo. Mazón (1993), utilizando datos de la Central de Balances del Banco de España, también obtiene resultados que apoyan la hipótesis de eficiencia, utilizando la cuota de mercado como proxy de la eficiencia. Recientemente, y utilizando datos de la ESEE para el período 1990-93, Huergo (1998a) ha realizado un contraste de las hipótesis de colusión y eficiencia en la industria española mediante el uso combinado de estimaciones intrasectorial e intersectorial siguiendo el procedimiento de Schmalensee (1987). La principal aportación metodológica de este último trabajo es el análisis de las implicaciones de relajar el supuesto de rendimientos constantes a escala, conduciendo la evidencia obtenida a una interpretación mixta de ambas hipótesis.

Este trabajo ofrece nueva evidencia sobre las hipótesis explicativas de la relación entre rentabilidad y estructura de mercado, y de la interpretación de la relación entre rentabilidad y cuota de mercado en la industria españolas. Para ello, el trabajo ofrece como principal aportación la obtención de una medida directa de eficiencia pro-

ductiva de cada empresas obtenida mediante la estimación de funciones frontera de producción. Con ello, se evita el inconveniente de tener que utilizar la cuota de mercado como variable proxy de la eficiencia tal como se ha hecho en otros trabajos.

El estudio se lleva a cabo utilizando una muestra de 851 empresas en el período 1991-1994, utilizando como fuente de información la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (ESEE) del Ministerio de Industria y Energía. La estimación de la eficiencia, así como el contraste de las distintas hipótesis explicativas de la relación entre estructura de mercado y rentabilidad se realiza a nivel de los 18 sectores de actividad en que se divide la producción industrial española.

Con este objetivo, el trabajo se estructura como sigue. En la sección 2 se detallan las distintas hipótesis que la literatura ha planteado como explicaciones de la relación entre rentabilidad y estructura de mercado, destacando el papel de la eficiencia. En la sección 3 se describe brevemente la aproximación frontera utilizada para la estimación de la eficiencia de cada empresa. En la sección 4, se describen las variables y muestra utilizada, para comentar en la sección 5 los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, en la sección 6 se recogen las principales conclusiones del trabajo.

2. PLANTEAMIENTO DE HIPÓTESIS

La teoría de la organización industrial proporciona modelos clásicos de comportamiento oligopolista para enmarcar el análisis de los determinantes de la rentabilidad. Se considera que las empresas compiten en el mercado de un bien maximizando beneficios. A su vez, cada una de éstas opera en una industria en la que las estrategias de las demás empresas pueden interactuar con las de ella misma. La función de beneficios de la empresa i es la siguiente:

$$\Pi_i(x_i) = p(X)x_i - C(x_i) \quad (1)$$

donde X y x denotan la producción de la industria y de la empresa respectivamente, p es el precio del producto y C el coste de producción de la empresa. Maximizando beneficios respecto a la cantidad (x) se obtienen las condiciones de primer orden:

$$MPC_i = \frac{p(X) - c_i}{p(X)} = \frac{CM_i(1 + \lambda_i)}{\varepsilon} \quad (2)$$

donde MPC_i es el margen precio-coste, c_i es el coste marginal, CM_i es la participación de la empresa en el mercado, ϵ es la elasticidad de la demanda y λ_i muestra las variaciones conjeturales de la empresa. La hipótesis que se deriva de la ecuación (2) es que la cuota de mercado y la variación conjetural están asociadas positivamente con la rentabilidad de la empresa mientras que la elasticidad de la demanda está inversamente relacionada. Si las conjeturas indican el grado de competencia existente en un sector y esta competencia se aproxima empíricamente por el nivel de concentración del mercado j en el que se desenvuelve la empresa (CR_j), puede definirse la siguiente ecuación:

$$MPC_i = \alpha_0 + \alpha_1 CM_i + \alpha_2 CR_j \quad (3)$$

Esta ecuación permite contrastar, en primer lugar, la llamada hipótesis tradicional o axioma básico del paradigma estructura-conducta-resultados según la cual, la existencia de beneficios se asocia con un mayor nivel de concentración en el mercado, puesto que favorece los acuerdos de colusión entre las propias empresas del mercado, de forma que éstas se reparten los beneficios (Bain [1951]). Esta hipótesis se confirmaría si en la ecuación (3) se obtienen los coeficientes: $\alpha_1 = 0$ y $\alpha_2 > 0$.

Por el contrario, la hipótesis de estructura eficiente afirma que las empresas más eficientes, con una mejor organización y gestión de sus recursos, son más rentables, ganan cuota de mercado y, como consecuencia, crece la concentración del mercado (Demsetz [1974]). Así, la relación positiva existente entre la rentabilidad y la concentración se debe a la mayor eficiencia en la producción, por lo que dicha relación es espúrea, siendo la eficiencia la que conduce a una mayor rentabilidad y concentración. La ecuación (3) permite analizar esta hipótesis a través de la significatividad del parámetro que acompaña a la variable que representa la cuota del mercado (CM). Concretamente, esta hipótesis se cumple si se obtienen los coeficientes $\alpha_1 > 0$ y $\alpha_2 = 0$.

Los estudios que contrastan ambas hipótesis alternativas introducen la variable cuota de mercado como explicativa de la rentabilidad, obteniendo generalmente un coeficiente positivo y significativo para dicha variable, lo que se interpreta como el no rechazo de la hipótesis de estructura eficiente (Smirlock et al., 1984 y 1986; Smirlock, 1985, entre otros). Sin embargo, y como pusimos de manifiesto en la introducción, esta conclusión depende del supuesto de que la cuota de mercado sea una proxy adecuada de la eficiencia, y no de otras variables como el poder de mercado, diferenciación de producto, etc. (Shepherd, 1986).

De hecho, como pone de manifiesto Berger (1995), una teoría relacionada con la hipótesis de estructura-conducta-resultados es la hipótesis de poder de mercado rela-

tivo que afirma que sólo las empresas con elevadas cuotas de mercado y productos diferenciados son capaces de ejercer poder de mercado en la fijación de precios ganando, en consecuencia, beneficios extraordinarios (Shepherd, 1982).

Una solución al problema sería simplemente incluir en la estimación una medida directa de eficiencia. Timme y Yang (1991) y Berger (1995) desarrollan un conjunto de contrastes que incorporan la eficiencia directamente en el modelo para evitar los problemas comentados anteriormente. En concreto, podemos distinguir varias hipótesis basándonos en la estimación del siguiente modelo:

$$MPC_i = \alpha_0 + \alpha_1 CM_i + \alpha_2 CR_j + \alpha_3 EF_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

donde EF es una medida directa de la eficiencia de cada empresa.

Bajo la hipótesis «pura» de estructura eficiente las empresas más eficientes tendrán menores costes y por tanto mayores beneficios, y de esta forma ganan cuota de mercado aumentando en consecuencia la concentración. No obstante, aunque es la eficiencia la que conduce a una mayor cuota y concentración del mercado, estas últimas no deberían tener una relación con la rentabilidad una vez se ha introducido en la estimación la eficiencia. Así, bajo esta hipótesis de estructura eficiente, los signos esperados de la relación son los siguientes: $EF > 0$; $CR = 0$; $CM = 0$.

Obsérvese que la hipótesis de estructura eficiente exige, además, que la eficiencia conduzca a una mayor cuota y concentración del mercado. Esto es, una condición necesaria adicional para el mantenimiento de dicha hipótesis es que la eficiencia sea una variable explicativa de la cuota y de la concentración del mercado, y que estén positivamente correlacionadas.

Por otro lado, la hipótesis «pura» tradicional exige que sea la concentración del mercado la variable explicativa de la rentabilidad, afectando positivamente a la misma. Así, los signos que avalan dicha hipótesis son los siguientes: $CR > 0$, $CM = 0$, $EF = 0$.

La hipótesis del poder de mercado relativo lo que postula es que es la cuota de mercado la fuerza motriz de la rentabilidad ($CM > 0$, $CR = 0$, $EF = 0$). La diferencia entre la hipótesis tradicional estructura-conducta-resultado y la hipótesis de poder de mercado es que, de acuerdo con esta última, las ventajas derivadas del tamaño pueden existir incluso en mercados no concentrados.

Consistente con las aportaciones de Shepherd (1986), la hipótesis de estructura eficiente «modificada» afirma que las variaciones en la rentabilidad son explicadas por la eficiencia y por la influencia residual de la cuota de mercado como consecuencia de factores como la diferenciación de producto y el poder de mercado. Al

igual que la hipótesis «pura» de estructura eficiente, la hipótesis de estructura eficiente «modificada» afirma que la concentración no afecta directamente a la rentabilidad ya que las variaciones en la concentración son explicadas por la mayor eficiencia que conduce a mayores cuotas de mercado. En otras palabras, la concentración no debe tener una relación positiva con la rentabilidad una vez se incluyen en la estimación los efectos de la eficiencia y de la influencia residual de la cuota de mercado. Así, dicha hipótesis es consistente con los siguientes signos: $EF > 0$, $CM > 0$, $CR = 0$.

Por último, siguiendo a Schmalensee (1987), la hipótesis «híbrida» colusión-eficiencia establece que la eficiencia determina los beneficios ($EF > 0$), la concentración favorece la colusión ($CR > 0$), siendo residual la influencia de la cuota de mercado ($CM = 0$). Dicho efecto residual se deriva del supuesto de que cualquier variación sistemática de la rentabilidad distinta de la ya explicada por las diferencias en concentración, están relacionadas con las diferencias en eficiencia que ya incorporarán el impacto de la cuota de mercado sobre la rentabilidad.

Variables de control

La introducción únicamente de la cuota de mercado, la concentración y la eficiencia como variables explicativas de la rentabilidad puede dar lugar a un sesgo de variable omitida dada la posible existencia de otras variables explicativas de la rentabilidad. Estas variables son específicas de las empresas o de los mercados en que éstas operan.

Es usual en este tipo de modelos asumir que hay rendimientos constantes en el tramo relevante de forma que empíricamente es posible aproximar el margen por el valor de la producción menos los costes variables dividido por el valor de la producción. Sin embargo, tal y como señala Schmalensee (1989), esta especificación omite los costes de capital. La solución tradicional a este problema es introducir la intensidad de capital como variable explicativa adicional (KVENTAS).

Además se incluyen en la regresión otras variables de control con objeto de no obviar las diferencias que se producen entre empresas y sectores en los que éstas operan. En cuanto a las diferencias entre empresas, se introducen variables que cuantifiquen las barreras de entrada asociadas al esfuerzo publicitario (PUBLI) y al esfuerzo innovador realizado por la empresa (I+D), mientras que en cuanto a las diferencias entre mercados se introducen las variables que controlan las condiciones de la demanda del mercado en el que opera la empresa (mercado estable, expansivo o recesivo) (MEST, MREC) y la posible existencia de barreras de entrada asociadas al tamaño mínimo eficiente de las empresas (NCOMP1, NCOMP2).

El esfuerzo publicitario realizado por una empresa se considera como una barrera de entrada o coste de producción en que debería de incurrir una empresa que pretende entrar en una industria pero que no soportan las empresas ya instaladas. Se entiende que un mayor gasto relativo en publicidad implica una mayor diferenciación del producto fabricado y que la inelasticidad de la curva de demanda cruzada a la que se enfrenta la empresa es mayor en este caso, de forma que la empresa puede obtener mayores beneficios por unidad de producción.

De igual modo, con objeto de contrastar los efectos de la innovación tecnológica sobre el margen precio coste de la empresa se introduce esta variable en la ecuación (4). Las innovaciones de producto influirán vía ventajas de demanda mientras que las innovaciones de proceso disminuirán los costes relativos de las empresas, influyendo ambos aspectos en la cuota de mercado de las empresas.

Por otra parte, se controla también por los efectos que las oportunidades económicas ejercen sobre la rentabilidad de las empresas. Es de esperar que aquellas empresas que operan en mercados expansivos o estables cuenten con mayores oportunidades económicas que aquellas que se encuentran en mercados cuya demanda es recesiva y, por tanto, que los beneficios de las primeras se vean favorecidos respecto a los beneficios de las segundas.

Por último, es sabido que la presencia de barreras de entrada a nuevos competidores reduce las posibilidades de supervivencia de una empresa en el mercado. Por este motivo, es necesario considerar el posible efecto de estas barreras de entrada sobre los beneficios de las empresas.

Por tanto, la ecuación que se pretende estimar es la siguiente:

$$MPC_i = \alpha_0 + \alpha_1 CM_i + \alpha_2 CR_j + \alpha_3 EF_i + \varepsilon_i + \alpha_4 KVENTAS_i + \alpha_5 PUBLI_i + \alpha_6 I + D_i - \alpha_7 MEST_i + \alpha_8 MREC_i + \alpha_9 NCOMPI_i + \alpha_{10} NCOMP2_i + \varepsilon \quad (5)$$

A partir de la estimación de la ecuación (5), los signos de los parámetros estimados de las variables CR, CM y EF que avalan las distintas hipótesis explicativas de la relación rentabilidad-estructura de mercado expuesta anteriormente son los siguientes:

$$\frac{\partial MPC}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial EF} > 0 \quad \text{Estructura eficiente pur.} \quad (6)$$

$$\frac{\partial MPC}{\partial CR} > 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial EF} = 0 \quad \text{Estructura-conducta-resultado} \quad (7)$$

$$\frac{\partial MPC}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial CM} > 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial EF} > 0 \quad \text{Poder de mercado} \quad (8)$$

$$\frac{\partial MPC}{\partial CR} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial CM} > 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial EF} > 0 \quad \text{Estructura eficiente modific.} \quad (7)$$

$$\frac{\partial MPC}{\partial CR} > 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial CM} = 0; \quad \frac{\partial MPC}{\partial EF} > 0 \quad \text{Híbrida colusión-eficienc.} \quad (8)$$

3. LA MEDICIÓN DE LA EFICIENCIA

Las llamadas técnicas frontera obtienen indicadores directos de eficiencia comparando el resultado obtenido por un agente económico en relación a la mejor práctica posible de una empresa o empresas situadas en la frontera de referencia.

La utilización eficiente de los factores productivos requiere la maximización de la producción dada la cantidad de inputs utilizada o, en otras palabras, que cada agente económico se sitúe en la frontera de producción. Así, la eficiencia de cada empresa es el cociente entre la producción observada y la máxima posible situada en la frontera.

La eficiencia económica —o en costes— está formada por dos componentes: la eficiencia técnica y la asignativa. Esta última implica minimizar los costes de producir un determinado volumen de producción dados los precios de los inputs utilizados, lo que implica elegir aquella composición de factores que minimice costes. No obstante, en este trabajo nos centramos exclusivamente en la eficiencia técnica dada la ausencia de información acerca de los costes de capital necesaria para calcular el precio de los input.

La estimación de la eficiencia puede realizarse por distintos métodos. Según impongamos o no una determinada forma funcional a la frontera de referencia, podemos distinguir entre métodos paramétricos y no paramétricos. Según calculemos o estimemos la frontera, podemos distinguir entre métodos de programación lineal o métodos econométricos. Según permitamos o no la existencia de un término de error aleatorio, podemos distinguir entre aproximaciones estocásticas o deterministas.

Del abanico de métodos disponibles, el ideal es un método no paramétrico con objeto de no imponer de forma inadecuada una determinada forma funcional y estocástico con objeto de permitir la existencia de un componente aleatorio distinto de la

eficiencia. El problema en estos momentos es la ausencia de un método que reúna ambos requisitos simultáneamente.

En consecuencia, el método que se va a utilizar en este trabajo es un método paramétrico y estocástico, ya que se prefiere tener en cuenta un término de error aleatorio con objeto de no obtener medias de eficiencia sesgadas al alza, si bien a costa del inconveniente de tener que imponer una determinada forma funcional a los datos.

El modelo de frontera de producción estocástica fue propuesto simultáneamente por Aigner y cols. (1977) y Meeusen et al. (1977). En dicho modelo se asume que la producción está acotada superiormente por la función de producción estocástica:

$$Y_i \leq X_i' \beta + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i = v_i - u_i \quad (11)$$

Así, el término de error compuesto (ε_i) tiene dos partes: un término que recoge la influencia de factores aleatorios, esto es, factores que no están bajo el control de la empresa (v_i) y otro término que recoge la ineficiencia técnica (u_i). Con objeto de separar ambos componentes es necesario imponer una determinada distribución asimétrica al término de ineficiencia, siendo la distribución semi-normal la más frecuentemente utilizada.

No obstante, cuando se dispone de un panel de datos, la estimación de la eficiencia puede obtenerse utilizando los modelos estándar de efectos fijos y aleatorios, asumiendo que la eficiencia es constante en el tiempo. La ventaja de utilizar estos modelos es que no es necesario hacer supuestos respecto a la distribución funcional del término de eficiencia, a costa de asumir que la eficiencia es constante en el tiempo¹. En el modelo de efectos fijos la ineficiencia es tratada como una constante específica de cada individuo —efecto fijo— estimándose el modelo por OLS o utilizando la transformación intra-grupos si el número de observaciones es muy grande. El supuesto que se realiza es que la empresa con el mayor efecto fijo (α_i^{max}) es la más eficiente de la muestra, estimándose la eficiencia de cada empresa como la distancia entre los efectos fijos y el máximo:

$$Y_i = \alpha_i + X_i' \beta + v_i \\ EF_i = \exp[-(\alpha_i^{max} - \alpha_i)] \quad (12)$$

¹ Este supuesto es creíble cuando se dispone de paneles cortos de tiempo como en el caso de este trabajo (1991-1994).

El principal atractivo del modelo de efectos fijos es que no es necesario asumir ausencia de correlación entre la ineficiencia y los regresores. No obstante, como señala Simar (1992), la utilización del modelo de efectos fijos para el análisis de la eficiencia presenta varios inconvenientes: 1) no es posible estimar el efecto de variables invariantes en el tiempo; 2) si las variables explicativas presentan escasa variación temporal, puede presentarse un problema de multicolinealidad. Además, como señala Simar (1992), el modelo de efectos fijos no tiene en cuenta la naturaleza estocástica de la eficiencia. De hecho, algunos trabajos (Simar (1992), Gathon y Perelman (1992), Bauer y Hancock (1993), Berger (1993), etc.) muestran cómo el modelo de efectos fijos suministra estimaciones poco creíbles (muy reducidas) de la eficiencia.

El modelo de efectos aleatorios tiene en cuenta la naturaleza estocástica de la ineficiencias. La estimación del modelo por MCG presenta el problema de que el estimador es consistente sólo cuando los regresores no están correlacionados con el término de error compuesto. Si este no es el caso, es necesario estimar el modelo utilizando variables instrumentales. Bajo el supuesto pues de ortogonalidad entre regresores e ineficiencia, está última se estima a través de la distancia entre el residuo medio de cada empresa y el residuo medio máximo,

$$\hat{\varepsilon} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \quad (13)$$

donde ε_{it} son los residuos de la estimación del modelo de efectos aleatorios por MCG.

4. VARIABLES Y MUESTRA UTILIZADA

Con objeto de contrastar las distintas hipótesis planteadas anteriormente utilizando una medida directa de la eficiencia, se utilizan los datos de 851 empresas industriales españolas recogidos en la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales para el período de tiempo 1991 a 1994. De la muestra inicial disponible en la ESEE se han eliminado empresas en función de los siguientes criterios: a) empresas que no están disponibles en la muestra los cuatro años utilizados necesarios para aplicar técnicas de panel; b) empresas con margen-precio coste o valor añadido no positivo; y c) empresas en las que no existe información en alguna de las variables necesarias para estimar la frontera de producción —capital y trabajo—.

Las variables utilizadas son las siguientes:

a) **margen precio-coste (MPC)**: se aproxima por el margen bruto de explotación. Este se define como el porcentaje que representa la suma de ventas, la variación de existencias y otros ingresos de gestión corriente menos las compras (después de extraer la variación de existencias), los servicios exteriores y los gastos de personal (sueldos y salarios brutos, cotizaciones y otros gastos de personal) sobre la suma total de las ventas, la variación de existencias y otros ingresos de gestión corriente.

b) para determinar la variable eficiencia (EF) se han utilizado las siguientes variables:

b.1) **Valor añadido (Y)**. Se define como el valor que representa la suma de las ventas, la variación de existencias y de otros ingresos de gestión menos las compras y los servicios exteriores. El valor añadido está expresado en pesetas constantes de 1990 y se ha deflactado por el Índice de Precios Industriales del Instituto Nacional de Estadística para los 18 sectores a dos dígitos que componen la ESEE.

b.2) **Volumen de empleo (L)**. Se trata del número de trabajadores que operan en la empresa.

b.3) **Capital físico (K)**. Se define, siguiendo a Merino y Salas (1995), como el valor del inmovilizado material excepto terrenos y construcciones. El capital se expresa en pesetas constantes de 1990 y ha sido deflactado por el deflactor de los bienes de equipo que proporciona el Instituto Nacional de Estadística.

c) la **concentración (CR)** se define como el porcentaje de ventas que representan las cuatro empresas más grandes dentro del mercado principal en el que compiten las empresas. El grado de respuesta a la variable concentración en la ESEE es bajo y, por ello, se ha llevado a cabo una estimación de la variable para aquellas empresas que no responden. Siguiendo a Huergo (1998a) y Fariñas y Huergo (1994) se ha procedido a identificar los mercados en los que operan estas empresas que no responden teniendo en cuenta el sector a 3 dígitos al que éstas pertenecen, el ámbito geográfico en el que operan (local, regional, nacional...) y el número de competidores que afirman tener en su propio sector. Una vez identificados los mercados, se les asigna el valor medio de la concentración que se deriva de operar con las respuestas de las empresas que trabajan en el mismo mercado.

d) la **cuota de mercado (CM)**: es el porcentaje que representan las ventas de la empresa en el mercado principal en el que ésta opera

e) la **evolución del mercado** en el que opera la empresa aproximado por el crecimiento de la demanda a que se enfrenta la misma se cuantifica por dos variables dummies que representan respectivamente si la empresa percibe que el mercado potencial

en el que desarrolla su actividad se encuentra en una situación de recesión (MREC) o estabilidad (MEST) siendo la categoría de referencia la expansión del mercado.

f) El grado de innovación tecnológica de una empresa (I+D) se mide por la relación gastos de I+D sobre las ventas de la empresa, representando de esta forma el esfuerzo en el cambio técnico realizado por cada entidad.

g) El esfuerzo en publicidad realizado por cada empresa (PUBLI) se mide por la relación gastos de publicidad sobre las ventas de la empresa.

h) La existencia de barreras de entrada a nuevos competidores asociadas al tamaño mínimo eficiente de empresa se contabiliza por el número de competidores que tienen una dimensión óptima en el mercado o sector a 2 dígitos. La ESEE ofrece la información necesaria ya que las empresas entrevistadas señalan si cuentan con competidores con cuotas significativas de mercado y su número. Concretamente se utilizan como variables explicativas las siguientes variables ficticias: NCOMP1 para denotar que la empresa considera que en su sector existen más de 25 competidores con cuota significativa y NCOMP2 si existen entre 10 y 25, siendo la categoría de referencia la existencia de 10 o menos competidores con cuota significativa.

i) Finalmente, y siguiendo a Huergo (1998b), la intensidad del capital se aproxima a través del ratio capital/ventas (KVENTAS).

5. RESULTADOS

Como se ha comentado con anterioridad, la ausencia de información acerca del coste de capital impide poder calcular el precio de dicho factor de producción y, en consecuencia, la eficiencia económica a partir de la estimación de funciones de coste. Por dicho motivo, la medida directa de eficiencia que se utiliza es la eficiencia técnica, concepto más restringido que la eficiencia económica².

La estimación de la eficiencia técnica de cada empresa se realiza a través de la estimación de funciones de producción de tipo Cobb-Douglas dadas sus ventajas en términos del reducido número de parámetros a estimar. Con objeto de tener en cuenta la heterogeneidad entre sectores de actividad dentro de la industria española, se han estimado funciones de producción frontera a nivel sectorial, siendo 18 el número de

² No obstante, la evidencia empírica disponible muestra que la mayor parte de la eficiencia económica es de tipo técnico, siendo de escasa importancia cuantitativa la eficiencia asignativa.

sectores considerados. Los sectores considerados, así como el número de empresas en cada sector aparecen recogidos en el Cuadro 1.

Concretamente, la especificación de la función de producción utilizada en cada sector es la siguiente:

$$\ln Y_{it} = \beta_l \ln L_{it} + \beta_k \ln K_{it} + \gamma t + \alpha_i + v_{it} \quad (14)$$

donde Y es el valor añadido, L el empleo, K el stock de capital, y t una tendencia que recoge el efecto del progreso técnico exógeno.

La estimación de las funciones frontera de producción se han realizado por los tres procedimientos de datos de panel comentados en la sección 4 (modelo de efectos fijos, modelo de efectos aleatorios y estimación de frontera estocástica). Sin embargo, en el cuadro no se ofrecen los resultados correspondientes a la aproximación de frontera estocástica dado que en diversos sectores la asimetría de los residuos es incompatible con la función de producción.

El primer hecho a destacar son los reducidos niveles de eficiencia en el modelo de efectos fijos. Así, obsérvese cómo el máximo nivel medio de eficiencia ni siquiera llega al 40 por 100 (sector 17), existiendo niveles medios por debajo del 20 por 100 en la mayoría de los sectores. Estos niveles, demasiado reducidos para ser creíbles, nos hacen dudar de la fiabilidad del modelo de efectos fijos, siendo este hecho común a otros trabajos. Como señala Simar (1992), este resultado puede deberse a que el modelo de efectos fijos no tiene en cuenta la naturaleza estocástica de la ineficiencia, recogiendo como tal factores distintos a la misma. Además, como señala Berger (1993 y 1995), el modelo de efectos fijos tiende a confundir las diferencias en tamaño con diferencias de eficiencia, siendo por tanto menos razonables los resultados conforme existan mayores diferencias de tamaño entre empresas.

Centrándonos en el modelo de efectos aleatorios, existen importantes diferencias en los niveles de eficiencia entre sectores, si bien es importante advertir que al estimarse fronteras separadas por sectores, los niveles de eficiencia entre sectores no son directamente comparables entre sí. La máxima eficiencia media tiene lugar en el sector 6 «Máquinas de oficina, proceso de datos, instrumentos de precisión, óptica y similares» —0,93—, estando en el extremo opuesto el sector 11 «Productos alimenticios y tabaco» con una eficiencia de 0,458. En general los valores medios de eficiencia se sitúan en valores en torno al 75 por 100, siendo dicha magnitud similar a la obtenida en Gumbau (1998).

Antes de comentar los resultados intrasectoriales del contraste de las distintas hipótesis explicativas de la rentabilidad expuestas anteriormente, es de interés anali-

zar la correlación existente entre rentabilidad y concentración. Así, utilizando valores promedios sectoriales de dichas variables, se obtiene una correlación positiva y estadísticamente significativa entre el margen precio-coste y la concentración (el coeficiente de regresión es 0,12 con un ratio-t de 2,48).

A nivel intra-industrial, en el cuadro 3 se recogen los resultados de la estimación de la ecuación (3) y los resultados de introducir sucesivamente las variables explicativas de la rentabilidad. De la lectura de la totalidad de resultados desprende lo siguiente:

1. Cuando en la estimación se incluye sólo la concentración como variable explicativa de la rentabilidad, sólo en dos sectores (sectores 6 y 8) se obtiene un coeficiente positivo y estadísticamente significativo, siendo negativa y significativa la relación en seis sectores (sectores 3, 4, 12, 15, 16 y 17). En consecuencia, el resultado positivo obtenido con datos interindustriales esconde enormes diferencias intra-sectoriales, no existiendo evidencia favorable a la hipótesis de colusión.
2. Cuando se introduce adicionalmente la cuota de mercado en la estimación, dicha variable afecta de forma positiva y significativa en ocho sectores (1, 3, 4, 8, 10, 11, 12 y 16), no siendo significativa la relación en el resto de sectores. La introducción de la cuota de mercado no afecta al parámetro estimado asociado a la concentración.
3. La introducción de la eficiencia como variable explicativa adicional eleva de forma considerable la bondad del ajuste de la regresión (R^2 ajustado) lo que muestra su elevado poder explicativo. De hecho, la eficiencia afecta de forma positiva y significativa al margen precio-coste en todos los sectores a excepción de los sectores 6, 15 y 18.
4. Incorporada la medida directa de eficiencia, es importante señalar que la cuota de mercado mantiene su signo y significatividad. Este resultado muestra la importancia del poder de mercado en la explicación de la rentabilidad. Como señala Berger (1995), el hecho de que el coeficiente que acompaña a la variable CM mantenga su signo y significatividad cuando se introduce la eficiencia en la estimación, sugiere que en las regresiones previas donde no se introduce dicho efecto, la variable CM no debe ser interpretada como proxy de la eficiencia, captando en consecuencia dicha variable el efecto de factores distintos a la eficiencia como el poder de mercado.
5. La introducción de las variables de control mantiene en general los resultados anteriores. Más concretamente: la concentración sólo es significativa en cinco

sectores (3, 8, 15, 16 y 17), de los cuales sólo afecta de forma positiva a la rentabilidad en el sector 8; la cuota de mercado afecta de forma positiva y significativa en el 45 por 100 de los sectores, afectando de forma negativa en dos sectores (2 y 5); la eficiencia afecta de forma positiva a la rentabilidad en casi todos los sectores considerados, siendo significativa la relación en el 66 por 100 de los casos; respecto a las variables de control consideradas —gastos en investigación (I+D), publicidad (PUBLI), tipo de mercado (MEST y MEST) y tamaño mínimo eficiente (NCOMP1 y NCOMP2)—, en pocas ocasiones su incidencia es significativa, siendo en general el signo de la relación el esperado salvo en la variable PUBLI que presenta un signo negativo y significativo en seis sectores.

De los resultados anteriores se permite claramente rechazar la hipótesis de colusión en la industria española ya que en tan sólo un caso la concentración afecta positivamente a la rentabilidad. También los resultados permite rechazar en la mayoría de los casos la hipótesis pura de eficiencia, ya que si bien la eficiencia contribuye de forma positiva a explicar las diferencias de rentabilidad, la cuota de mercado también afecta de forma positiva. Así, en muchos casos la evidencia obtenida es favorable a la hipótesis de estructura eficiente modificada siendo la eficiencia y el poder de mercado las variables explicativas de la rentabilidad³. Finalmente, otro resultado a destacar es la importancia de la eficiencia a la hora de explicar las diferencias de rentabilidad entre empresas de un sector, siendo este resultado coincidente con el obtenido en aquellos trabajos que utilizan medidas directas de eficiencia (Berger, 1995; Goldberg y Rai, 1996; y Maudos, 1998 y 2001).

Finalmente, hemos de examinar si se cumple la otra condición necesaria de la hipótesis de eficiencia, esto es que la eficiencia afecte positivamente a la estructura de mercado, tanto a la concentración como a la cuota de mercado. Al igual que en Berger (1995), cuando regresamos la concentración y la cuota de mercado frente a la eficiencia, esta última presenta un efecto positivo —si bien significativo sólo en algunos sectores—, por lo que no existe soporte a la hipótesis pura de eficiencia. Además,

³ Recientemente, Huergo (1998b) encuentra para una muestra de empresas de 14 sectores manufactureros españoles durante el período 1983-90 resultados que apoyan la existencia de poder de mercado en nueve de los sectores analizados. Utilizando la ESEE a nivel agregado, Gracia (1999) encuentra un papel significativo para la cuota de mercado a la hora de determinar el margen-precio coste de la industria española.

el escaso poder explicativo de la eficiencia sobre la cuota de mercado muestra también lo inadecuado de utilizar esta última como proxy de la primera, tal y como se hace en otros trabajos.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se realiza un contraste de las distintas hipótesis explicativas de la relación existente entre rentabilidad y estructura de mercado en la industria española, presentando como principal aportación la utilización de una medida directa de eficiencia obtenida mediante la aplicación de técnicas frontera.

Utilizando la información proporcionada por la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales para el período 1991-94, en el trabajo se obtienen valores de eficiencia en los 18 sectores de actividad en los que se ha dividido la muestra estimando funciones frontera de producción sectoriales. Los resultados muestran la existencia de niveles de eficiencia medios del 75 por 100, si bien existen importantes diferencias entre sectores.

Estos resultados son la base del contraste de las distintas hipótesis explicativas de la rentabilidad en el marco genérico de las hipótesis extremas de colusión versus eficiencia. Así, el margen precio coste de cada empresa se explica por la concentración del mercado en el que opera, por su cuota de mercado, por su nivel de eficiencia, así como por un conjunto de variables de control (esfuerzo innovador, gastos en publicidad, intensidad de capital, etc.).

Los resultados a nivel de cada sector permiten rechazar el paradigma tradicional estructura-conducta-resultados dado que la concentración no afecta positivamente a la rentabilidad. Asimismo, la evidencia obtenida también supone rechazar la hipótesis pura de eficiencia dado que la magnitud y significatividad de la cuota de mercado en la explicación de la rentabilidad permanece inalterada cuando se introduce en la estimación el efecto de la eficiencia. En otras palabras, si la eficiencia fuera la única variable determinante de la rentabilidad, la cuota de mercado debería de dejar de ser significativa en la explicación de la rentabilidad, dado que de acuerdo con la hipótesis pura de eficiencia la relación entre rentabilidad y cuota de mercado es espúrea, siendo la eficiencia la variable genuina en la explicación.

Este último resultado muestra la importancia del poder de mercado en la explicación de la rentabilidad, resultado coincidente con el obtenido recientemente por Huergo (1998b). Como señala Berger (1995), el hecho de que el coeficiente que acompaña a la variable CM mantenga su signo y significatividad cuando se introdu-

ce la eficiencia en la estimación, sugiere que en las regresiones previas donde no se introduce dicho efecto, la variable CM no debe ser interpretada como proxy de la eficiencia, captando en consecuencia el efecto de factores distintos a la eficiencia. Así, los resultados muestran lo inadecuado de utilizar la cuota de mercado como variable proxy de la eficiencia.

En resumen, la evidencia obtenida permite claramente rechazar la hipótesis de colusión en la industria española ya que en tan sólo un sector la concentración afecta positivamente a la rentabilidad. También los resultados permiten rechazar en la mayoría de los casos la hipótesis pura de eficiencia, ya que si bien la eficiencia contribuye de forma positiva a explicar las diferencias de rentabilidad, la cuota de mercado también afecta de forma positiva. Así, en muchos casos la evidencia obtenida es favorable a la hipótesis de estructura eficiente modificada. Finalmente, otro resultado a destacar es la importancia de la eficiencia a la hora de explicar las diferencias de rentabilidad entre empresas de un sector, siendo este resultado coincidente con el obtenido en aquellos trabajos que utilizan indicadores directos de eficiencia.

REFERENCIAS

- AIGNER, A.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, P. (1977), «Formulation and estimation of stochastic frontier production function models», *Journal of Econometrics*, 86, 21-37.
- BAIN, J. S. (1951), «Relation of Profit Rate to Industry Concentration», *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293-324.
- BAUER, P. W. y HANCOCK, D. (1993), «The Efficiency of the Federal Reserve in Providing Check Processing Services», *Journal of Banking and Finance*, 17, págs. 287-311.
- BERGER, A. N. (1993), «Distribution-Free Estimates of Efficiency in the U.S Banking Industry and Test of the Standard Distributional Assumptions», *Journal of Productivity Analysis*, 4, págs. 261-292.
- (1995), «The Profit-Relationship in Banking - Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses», *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (2), 405-431.
- DEMSETZ, H. (1973), «Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy», *Journal of Law and Economics*, 16, 1-9.
- (1974), «Two Systems of Belief about Monopoly», en H. Goldschmid, H. M. Mann, y J. F. Weston (eds.), *Industrial Competition: The New Learning*, Boston: Little, Brown, and Company, 164-184.
- FARIÑAS, J. C. y HUERGO, E. (1994), «Examen empírico de las hipótesis de eficiencia y colusión en la industria española», Documento de Trabajo 9405, Fundación Empresa Pública.
- GATHON, H. y PERELMAN, S. (1992), «Measuring Technical Efficiency in European Railways: A Panel Data Approach», *Journal of Productivity Analysis*, 3, págs. 135-151.

- GOLDBERG, L. G. y RAI, A. (1996), «The structure-performance relationship for European banking», *Journal of Banking and Finance*, 20, 745-771.
- GRACIA, M. (1999), «Márgenes y cuotas de mercado: un análisis con un micropanel», *Investigaciones Económicas*, Vol. XXIV (3), en prensa.
- GUMBAU-ALBERT, M. (1998), «La eficiencia técnica de la industria española», *Revista Española de Economía*, vol. 15(1), 67-84.
- HUERGO, E. (1998a), «Colusión y eficiencia: un contraste a partir de estimaciones intra e intersectoriales», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VI (17), 5-28.
- (1998b), «Identificación del poder de mercado para la industria española», *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (1), 69-91.
- MAUDOS, J. (1998), «Market structure and performance in Spanish banking using a direct measure of efficiency», *Applied Financial Economics*, 8, 191-200.
- (2001), «Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en la banca», *Revista de Economía Aplicada*, núm. 25 (vol. IX), 193-207.
- MAZÓN, C. (1993), «Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing», Documento de trabajo 9327, Servicio de estudios, Banco de España.
- MEEUSEN, W. y VAN DEN BROECK, J. (1977), «Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error», *International Economic Review*, 18, 435-444.
- SCHMALENSEE, R. (1987), «Collusion versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses», *The Journal of Industrial Economics*, 35, 399-425.
- (1989) «Inter-industry studies of structure and performance», en Schmalensee y Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland.
- SHEPHERD, W. G. (1982), «Economies of Scale and Monopoly Profits», en J. V. Craven (ed.), *Industrial Organization, Antitrust and Public Policy*, Boston, Kulwer Nihoff.
- (1986). «Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Reply», *American Economic Review*, 76, 1205-10.
- SIMAR, L. (1992), «Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping», *Journal of Productivity Analysis*, núm. 3, págs. 171-203.
- SMIRLOCK, M. (1985), «Evidence on the (Non)Relationship Between Concentration and Profitability in Banking», *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 69-83.
- SMIRLOCK, M.; GILLIGAN, T. y MARSHALL, W. (1984), «Tobin's q and the Structure-Performance Relationship», *American Economic Review*, 74, 1050-1060.
- (1986), «Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Reply», *American Economic Review*, 76, 1211-1213.
- TIMME, S. G. y YANG, W. K. (1991), «On the Use of a Direct Measure of Efficiency in Testing Structure-Performance Relationships», *Working Paper*, Georgia State University.

Cuadro 1. Sectores de actividad

	SECTOR DE ACTIVIDAD	NÚM. EMPRESAS
1	Metales férreos y no férreos	18
2	Productos minerales no metálicos	61
3	Productos químicos	83
4	Productos metálicos	73
5	Máquinas agrícolas e industriales	35
6	Máquinas de oficina, proceso de datos, instrumentos de precisión, Óptica y similares	7
7	Material y accesorios eléctricos	82
8	Vehículos automóviles y motores	35
9	Otro material de transporte	11
10	Carnes, preparados y conservas de carne	29
11	Productos alimenticios y tabaco	103
12	Bebidas	32
13	Textiles y vestido	83
14	Cuero, piel y calzado	24
15	Madera y muebles de madera	40
16	Papel, artículos de papel e impresión	63
17	Productos de caucho y plástico	55
18	Otros productos manufacturados	17

Cuadro 2. Eficiencia técnica. Estadísticos descriptivos

Sector	MODELO EFECTOS ALEATORIOS				MODELO DE EFECTOS FIJOS			
	Media	Des. típ.	Máx.	Min	Media	Des. típ	Máx	Min
1	0,789	0,12	1	0,626	0,175	0,250	1	0,048
2	0,770	0,088	1	0,645	0,169	0,182	1	0,063
3	0,746	0,083	1	0,580	0,288	0,233	1	0,083
4	0,685	0,077	1	0,527	0,284	0,118	1	0,126
5	0,809	0,071	1	0,704	0,133	0,260	1	0,046
6	0,930	0,069	1	0,7798	0,269	0,271	1	0,113
7	0,793	0,081	1	0,630	0,091	0,206	1	0,021
8	0,727	0,071	1	0,610	0,122	0,164	1	0,021
9	0,752	0,101	1	0,626	0,153	0,326	1	0,080
10	0,724	0,093	1	0,569	0,280	0,198	1	0,163
11	0,458	0,077	1	0,348	0,002	0,099	1	0,001
12	0,775	0,086	1	0,591	0,121	0,228	1	0,022
13	0,678	0,078	1	0,515	0,110	0,199	1	0,019
14	0,726	0,120	1	0,530	0,025	0,201	1	0,008
15	0,694	0,102	1	0,541	0,049	0,187	1	0,021
16	0,695	0,077	1	0,611	0,102	0,190	1	0,041
17	0,807	0,090	1	0,627	0,368	0,206	1	0,188
18	0,811	0,095	1	0,644	0,267	0,278	1	0,106

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste

	Sector 1 (nobs. 72)		Sector 2 (Nobs. 244)		
cte.	0,173 (6,510)	0,131 (4,295)	-0,057 (-0,661)	0,187 (15,481)	-0,258 (-4,794)
CR	-0,415E-03 (-0,849)	-0,252E-03 (-0,530)	0,532E-04 (0,114)	-0,244E-03 (-1,056)	0,161E-04 (0,077)
CM	0,119E-02 (2,566)	0,108E-02 (2,410)	0,791E-03 (1,391)	-0,163E-03 (-0,682)	-0,684E-03 (-3,032)
EF	0,251 (2,514)	0,189 (1,812)	0,189 (1,329)		0,570 (5,515)
I+D			5,199 (1,913)		0,464 (6,734)
PUBLI			3,343 (0,934)		0,090 (0,286)
MREC			0,043 (1,329)		0,050 (0,180)
MEST			-0,185E-02 (-0,062)		-0,038 (-2,655)
NCOMP1			0,510E-03 (0,012)		-0,066 (-4,441)
NCOMP2			-0,086 (-1,149)		-0,625E-03 (-0,045)
KVENTAS			0,396E-02 (0,097)		0,628E-02 (0,313)
R2 Adj.	0,003	0,058	0,137	0,004	0,074 (5,488)
				0,001	0,342

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 3 (nobs. 332)		Sector 4 (nobs. 292)			
cte.	0,153 (16,504)	0,146 (15,471)	-0,251 (-6,040)	-0,308 (-6,891)	0,162 (16,189)	0,152 (14,394)
CR	-0,733E-03 (-3,480)	-0,795E-03 (-3,806)	-0,383E-03 (-2,046)	-0,663E-03 (-3,202)	-0,452E-03 (-1,859)	-0,486E-03 (-2,024)
CM	0,719E-03 (3,059)	0,753E-03 (3,633)	0,753E-03 (3,633)	0,423E-03 (1,911)	0,784E-03 (2,897)	0,547E-03 (2,095)
EF		0,502 (9,749)	0,502 (10,537)	0,570	0,426 (5,592)	0,441 (5,893)
I+D				0,058 (0,446)		-0,916 (-1,515)
PUBLI				-0,067 (-0,806)		-0,380 (-1,268)
MREC				0,611E-02 (0,630)		-0,010 (-0,748)
MEST				0,980E-02 (0,819)		-0,025 (-1,703)
NCOMP1				-0,012 (-1,227)		-0,260E-02 (-0,158)
NCOMP2				-0,016 (-1,325)		-0,025E-02 (-1,508)
KVENTAS				0,056 (4,429)		0,040 (1,873)
R2 Adj.	0,03	0,056	0,266	0,313	0,011	0,124

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 5 (nobs. 140)		Sector 6 (nobs. 28)		
cte.	0,130 (10,959)	0,139 (10,553)	-0,091 (-0,990)	0,081 (3,207)	0,133 (0,869)
CR	-0,986E-04 (-0,396)	-0,126E-03 (-0,510)	-0,464E-04 (-0,184)	0,117E-02 (1,961)	0,113E-02 (1,733)
CM		-0,414E-03 (-1,569)	-0,794E-03 (-2,703)	0,613E-04 (0,090)	0,337E-03 (0,186)
EF		0,283 (2,717)	0,287 (2,636)		-0,056 (-0,347)
I+D			-0,070 (-0,120)		-1,247 (-0,863)
PUBLI			-0,767 (-1,073)		-0,300 (-0,863)
MREC			0,014 (0,794)		0,025 (0,554)
MEST			-0,015 (-0,878)		0,012 (0,255)
NCOMP1			-0,015 (-0,832)		0,023 (-0,337)
NCOMP2			0,015 (0,464)		0,068 (0,750)
KVENTAS			0,021 (0,808)		-0,125 (-0,716)
R2 Adj.	0,000	0,004	0,047	0,053	0,059
					0,025

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 7 (nobs.328)		Sector 8 (nobs. 140)		
cte.	0,134 (13,248)	0,132 (12,145)	-0,139 (-2,837)	0,108 (7,427)	0,083 (4,953)
CR	-0,161E-04 (-0,788)	-0,161E-03 (-0,789)	-0,141E-03 (-0,033)	0,585E-03 (1,959)	0,783E-03 (2,610)
CM	0,114E-03 (0,533)	-0,810E-04 (-0,387)	-0,286E-03 (-1,342)	0,647E-03 (2,791)	0,437E-03 (1,724)
EF		0,309 (5,354)	0,360 (6,173)		1,547 (1,646)
I+D			0,297 (1,413)		0,109 (1,114)
PUBLI			-0,531 (-2,124)		-0,805 (-2,449)
MREC			-0,021 (-1,875)		0,724 (-2,523)
MEST			-0,047 (-4,083)		0,033 (2,041)
NCOMP1			-0,404E-02 (-0,240)		-0,996E-02 (-0,640)
NCOMP2			-0,026 (-1,747)		-0,045 (-2,426)
KVENTAS			0,077 (3,365)		0,539E-02 (0,221)
R2 Adj.	0,000	0,002	0,075	0,020	0,079
			0,154		0,097
					0,155

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 9 (nobs. 44)				Sector 10 (nobs. 116)			
cte.	0,142 (10,018)	0,142 (8,802)	-0,021 (-0,273)	-0,187 (-1,260)	0,101 (7,505)	0,088 (6,593)	-0,217 (-3,607)	-0,271 (-4,499)
CR	-0,279E-03 (-0,881)	-0,278E-03 (-0,863)	-0,622E-03 (-1,780)	-0,514E-03 (-1,577)	-0,252E-03 (-0,649)	-0,438E-03 (-1,170)	0,125E-03 (-0,366)	-0,150E-03 (-0,467)
CM		0,971E-05 (0,029)	-0,227E-03 (-0,671)	-0,113E-02 (-2,372)		0,123-E02 (3,475)	0,700E-03 (2,077)	0,228E-03 (0,682)
EF			0,237 (2,114)	0,458 (2,119)			0,413 (5,179)	0,476 (5,912)
I+D				1,628 (2,410)				0,539 (0,218)
PUBLI				-2,325 (-2,586)				-0,302 (-1,305)
MREC				0,601E-02 (0,184)				-0,038 (-2,305)
MEST				0,024 (0,742)				-0,841E-02 (-0,353)
NCOMP1				-0,059 (-1,410)				0,695E-02 (0,365)
NCOMP2				-0,000 (-0,000)				
KVENTAS				0,051 (0,901)				
R2 Adj.	0,018	0,018	0,050	0,274	0,000	0,003	0,254	0,416

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 11 (nobs. 412)				Sector 12 (nobs. 128)			
cte.	0,134 (15,084)	0,119 (12,706)	-0,115 (-3,871)	-0,168 (-5,024)	0,256 (8,539)	0,219 (6,472)	-0,487 (-5,435)	-0,639 (-6,341)
CR	0,240E-05 (0,011)	-0,347-05 (-0,017)	-0,147E-03 (-0,787)	-0,223E-03 (-1,142)	-0,105E-02 (-1,947)	-0,953E-03 (-1,787)	-0,326E-02 (-0,746)	-0,377E-03 (-0,852)
CM	0,915E-03 (4,336)	-0,427E-03 (-2,082)	-0,491E-03 (2,263)	0,491E-03 (2,263)	0,100E-02 (2,253)	0,894E-03 (2,467)	0,998E-02 (2,594)	0,998E-02 (2,594)
EF	0,511 (8,255)	0,596 (9,133)	0,333 (0,279)	0,596 (9,133)	0,842 (8,273)	0,842 (8,273)	0,952 (8,614)	0,952 (8,614)
I+D							0,453 (1,412)	0,453 (1,412)
PUBLI				-0,212 (-1,914)			-0,172 (-0,889)	-0,172 (-0,889)
MREC				0,435E-02 (0,374)			0,042 (1,810)	0,042 (1,810)
MEST				0,584E-02 (0,411)			0,033 (1,316)	0,033 (1,316)
NCOMP1				-0,372E-02 (-0,212)			0,050 (1,835)	0,050 (1,835)
NCOMP2				0,019 (1,180)			-0,902E-02 (-0,203)	-0,902E-02 (-0,203)
KVENTAS				0,046 (2,746)			0,795 (2,953)	0,795 (2,953)
R2 Adj.	0,000	0,043	0,180	0,206	0,021	0,051	0,383	0,445

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 13 (nobs. 332)		Sector 14 (nobs. 96)		
cte.	0,130 (19,630)	0,131 (19,579)	-0,059 (-1,527)	-0,084 (-2,013)	0,125 (10,103)
CR	-0,209E-04 (-1,066)	-0,145E-03 (-0,714)	-0,227E-03 (-1,149)	-0,196E-03 (-0,952)	0,276-03 (0,527)
CM		-0,345E-03 (-1,093)	-0,277E-03 (-0,908)	-0,188E-03 (-0,594)	-0,278-03 (-0,401)
EF			0,282 (4,975)	0,278 (4,650)	-0,351E-03 (-0,533)
I+D				0,164 (0,616)	0,264 (3,411)
PUBLI				0,827 (2,961)	0,051 (0,114)
MREC				0,420E-02 (0,319)	-3,148 (-1,599)
MEST				-0,734E-02 (-0,552)	-0,059 (-2,128)
NCOMP1				0,036 (2,734)	-0,072 (-2,362)
NCOMP2				0,017 (1,246)	0,031 (0,897)
KVENTAS				0,027 (2,306)	0,010 (0,407)
R2 Adj.	0,000	0,001	0,068	0,110	0,064 (0,675)
				0,053	0,099
				0,001	0,115

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 15 (nobs. 160)		Sector 16 (nobs. 252)		
cte.	0,136 (13,411)	0,079 (1,425)	-0,034 (-0,516)	0,184 (15,083)	-0,253 (-4,054)
CR	-0,714E-03 (-1,962)	-0,668E-03 (-1,799)	-0,729E-03 (-1,832)	-0,847E-02 (-2,834)	-0,440E-03 (-1,609)
CM	-0,847E-03 (-0,944)	-0,925E-03 (-1,028)	-0,124E-02 (-1,376)	0,104-02 (3,361)	0,654E-03 (2,405)
EF		0,084 (1,074)	0,204 (2,434)		0,586 (6,815)
I+D			-1,054 (-1,116)		0,983 (1,872)
PUBLI			-0,423 (-0,814)		-1,110 (-2,941)
MREC			0,029 (1,289)		0,306E-02 (0,182)
MEST			-0,0132 (-0,537)		-0,534E-02 (-0,302)
NCOMP1			0,021 (1,031)		0,034 (2,086)
NCOMP2			-0,158E-03 (-0,005)		0,615E-02 (0,291)
KVENTAS			0,092 (2,720)		0,031 (1,238)
R2	0,017	0,016	0,047	0,027	0,215

Cuadro 3. Determinantes del margen precio-coste (Continuación)

	Sector 17 (nobs. 220)		Sector 18 (nobs. 68)		
cte.	0,163 (15,877)	0,162 (14,931)	0,229E-03 (0,004)	0,134 (7,975)	0,090 (0,840)
CR	-0,518E-03 (-2,134)	-0,524E-03 (-2,150)	-0,584E-03 (-2,661)	0,423E-03 (0,800)	0,437E-03 (0,797)
CM		0,861E-04 (0,335)	-0,529E-04 (-0,206)	0,173E-03 (0,699)	-0,182E-03 (-0,352)
EF			0,194 (2,988)	0,194 (3,231)	-0,406E-03 (-0,406)
I+D			0,533 (0,961)	0,533 (0,961)	0,036 (0,225)
PUBLI			-0,037 (-0,177)	-0,037 (-0,177)	0,785 (0,279)
MREC			0,752E-02 (0,591)	0,752E-02 (0,591)	-0,219 (-0,525)
MEST			-0,016 (-1,302)	-0,016 (-1,302)	0,060 (1,391)
NCOMP1			0,028 (1,804)	0,028 (1,804)	0,059 (1,241)
NCOMP2			0,035 (1,805)	0,035 (1,805)	0,055 (0,822)
KVENTAS			-0,014 (-0,547)	-0,014 (-0,547)	0,000 (0,011)
R2 Adj.	0,015	0,011	0,046	0,081	-0,936E-02 (-0,137)
			0,000	0,000	0,001 (0,001)

Cuadro 4. Margen precio-coste, cuota de mercado y concentración, Porcentajes

Sector	MPC	CM	CR
1	15,36	29,09	47,72
2	17,38	21,41	43,60
3	12,55	13,01	37,75
4	14,77	14,86	32,64
5	12,61	19,68	39,42
6	12,73	24,82	38,78
7	12,76	18,51	73,88
8	13,48	25,27	44,26
9	13,34	18,84	31,88
10	9,41	14,56	27,60
11	13,50	16,77	36,16
12	20,16	31,77	51,79
13	12,56	7,71	24,84
14	12,85	5,47	15,49
15	12,37	4,33	17,44
16	15,59	14,52	33,13
17	14,56	16,05	35,07
18	14,38	11,83	22,00